

MDT: 336.2(437.3);336.14(437.3)

klasifikace JEL: H2, C22, H6

klíčová slova: veřejné finance – daňové výnosy – předpověď výnosu – státní rozpočet

Evaluace predikcí daňových výnosů v ČR

Jiří ŠPALEK – Dalibor MORAVANSKÝ*

1. Úvod

Předpověď budoucích příjmů z daní je základnou pro předpověď objemu prostředků, které mohou být státem v následujícím roce rozděleny. Avšak tlak na neustálé zvyšování výdajů veřejných rozpočtů, který lze pozorovat ve většině významných ekonomik, může také způsobovat tlak na zkršlování hodnot, které definují příjmovou stránku státního rozpočtu.

Stanovení předpokládaného objemu těchto prostředků bývá doménou vládních institucí – obvykle těch, které jsou pověřeny výběrem daní. Metoda, jakou jsou tyto údaje určeny, však pro příjemce předpovědí (zákonodárce či státní úředníky, kteří rozhodují o rozdělení těchto prostředků prostřednictvím státního rozpočtu) obvykle zůstává pouze „černou skřínkou“. Zveřejnění metody či modelu, jehož pomocí předpověď vzniká, není obvyklé. Instituce se obvykle snaží ochránit své know-how, neboť jeho zveřejnění by mohlo připravit tuto instituci o informační výhodu, kterou v rozpočtovém procesu má.

Predikce daňových výnosů, stejně jako jiné makroekonomické předpovědi, vznikají v prostředí charakterizovaném velkou mírou nejistoty. V případě predikcí výnosu daní je tato nejistota ještě zvýšena; vstupními hodnotami modelů těchto predikcí jsou totiž odhady vývoje ekonomiky, které samy o sobě jsou opět pouze predikcemi. Výše daňových příjmů je tudíž určována jako predikce z predikcí a možná chyba v závislosti na nepřesném odhadu vývoje ekonomiky se tak zvyšuje. Důležitou součástí procesu vytváření predikcí je proto jejich následná *evaluace*. Jelikož evaluace minulých predikcí je v jistém smyslu i odhadem jejich budoucí kvality, stávají se její výsledky základem dalších vytváření předpovědí.

Základem každé evaluace předpovědí je zkoumání jejich *přesnosti*. Jedná se především o srovnání předpovídaných a skutečných hodnot a výpočet statistik charakterizujících vzájemnou odchylku. Jelikož hodnocení předpovědi vychází z předpokladu existence časové řady zkoumaných dat, lze využít celou řadu kritérií. Jejich nabídka začíná od kvalitativních soudů, jako je například analýza tzv. bodů obratu, až po kvantitativní kritéria, jež jsou založena zejména na popisných statistických veličinách.

Zhodnocení přesnosti pomocí těchto kritérií však v sobě skrývá některá nebezpečí. Velmi často se přesnost jednoznačně ztotožňuje s kvalitou pre-

* Masarykova univerzita v Brně, Ekonomicko-správní fakulta (spalek@econ.muni.cz), (dalibor@econ.muni.cz)

dikce, ve smyslu „čím je předpověď přesnější, tím je kvalitnější“. Tento přístup naráží na několik omezení. Prvním z nich je neexistence všeobecně uznávaného standardu pro přesnou předpověď. Nelze nalézt množinu hodnot, se kterou by se mohly výsledky dále uvedených popisných statistik srovnat. Posouzení přesnosti také nemusí vždy dávat přesný obraz o kvalitě prognostického modelu. I ze statistického hlediska poměrně přesná předpověď může být „nekvalitní“. Jde například o špatné vystihnutí trendu predikované veličiny. Pro hospodářskou politiku, která z predikce daňových výnosů vychází, je správná informace o směru změny v daňových výnosech (jejich nárůst či pokles) určující. Jiným příkladem selhání konceptu přesnosti je případ, kdy je dosažena velmi vysoká shoda skutečných a predikovaných hodnot v důsledku náhodného vlivu nepředvídaného vývoje ekonomiky.

Nejužívanější kritéria, jež rozšiřují koncept přesnosti, navazují na charakteristiky popisné statistiky, popř. statistik regresní analýzy. Zaměřují se na zachycení míry využití dostupných informací, jež mají sloužit jako základní východiska predikce. Tato kritéria jsou zahrnována pod požadavek **racionality**¹ posuzovaných předpovědí.

Příspěvek se zaměřuje na shrnutí teoretických východisek posuzování předpovědí daňových výnosů pomocí uvedených kritérií. Tyto teoretické koncepty jsou poté aplikovány na konkrétní data o predikcích a skutečných výnosech z daní v České republice v letech 1993–2003.

Příspěvek je proto rozčleněn do dvou kapitol. V kapitole 2 jsou nejprve shrnuty nejpoužívanější charakteristiky přesnosti předpovědí, druhá část kapitoly prezentuje odvození a možnosti testování racionality předpovědí a třetí část doplňuje tyto informace o možnosti testování **zlepšování kvality predikcí v čase**. Kapitola 3 se věnuje konkrétním testům pro české daňové výnosy. Klíčová pozornost je věnována zejména testu racionality, resp. nezkreslenosti těchto předpovědí. Z důvodu podrobnějšího zhodnocení možného záměrného zkreslení předpovědí je příspěvek doplněn i o příklad odstranění tzv. ekonomické chyby z celkové chyby předpovědí.

2. Možnosti evaluace předpovědí

2.1 Charakteristiky přesnosti předpovědí

Jak již bylo uvedeno, posouzení přesnosti předpovědí je jednou z nejvýznamnějších součástí jejich evaluace. Ztotožnění evaluace s posouzením přesnosti s sebou však nese několik rizik. Při použití jedné statistické míry může dojít ke zkreslení výsledků. Každá z níže uvedených měr totiž slouží k posouzení pouze některé tendence ve vývoji sledované předpovědi. Statistické veličiny měřící přesnost také nemohou sloužit k posouzení některých aspektů kvality predikcí, jako je úmyslné zkreslení, případně jejich zlepšování. Nicméně posouzení přesnosti předpovědí pomocí vhodné zvole-

¹ V některých pramenech je koncept racionality rozšiřován na tzv. optimalitu předpovědí. Protože se však oba uvedené pojmy v hlavních rysech shodují, je v další části příspěvku užíván pojem racionalita predikcí.

ných ukazatelů zůstává základní informací o jejich kvalitě. Míra vystižení skutečného vývoje pomocí predikčního modelu se může stát výchozí informací pro evaluaci kvality.

Pro konkrétní kvantitativní posouzení přesnosti předpovědi daňového výnosu bylo různými autory vyvinuto několik nyní již standardních statistických charakteristik. Tyto charakteristiky vycházejí ze zkušeností s vytvářením a posuzováním predikcí v oblasti obchodu a financí (zejména jsou to predikce vývoje kurzu akcií, měnových kurzů apod.) či predikcí makroekonomických.²

Střední průměrná odchylka (ME)

Střední odchylku předpovědi lze použít zejména jako míru systematické chyby. Vychází z předpokladu, že chyby předpovědi ($A_t - F_t$) jsou zhruba symetricky rozděleny kolem nuly. Převáděno do jazyka statistiky to znamená, že v dlouhém období se střední chyba předpovědi signifikantně neliší od nuly.

$$ME = \frac{\sum_{t=1}^h (A_t - F_t)}{h - 1} \quad (1)$$

kde: F_t – předpověď v období t

A_t – skutečná hodnota v období t

h – počet pozorování

Výhodou této veličiny je její velmi snadná interpretace, nevýhodou může být naopak např. případ, kdy $ME \cong 0$. Charakteristika sice signalizuje přesnou předpověď, avšak předpovědi mohou vykazovat velké odchylky od skutečnosti v kladných i záporných hodnotách. To nastává, pokud jsou součty kladných a záporných hodnot přibližně shodné.

Střední absolutní odchylka (MAE)

Střední absolutní odchylka slouží k zachycení tzv. typické chyby. Nerozlišuje však mezi tím, zda je tato chyba systematická, či zda se jedná pouze o náhodné kolísání hodnot.

$$MAE = \frac{\sum_{t=1}^h |A_t - F_t|}{h - 1} \quad (2)$$

Střední absolutní procentní chyba (MAPE)³

Střední absolutní procentní chyba převádí střední absolutní odchylku (MAE) na relativní (procentní) vyjádření. Na rozdíl od MAE je bezrozměrná, což umožňuje její využití i při srovnávání předpovědí učiněných na základě různých specifikací predikčního vztahu.

² Konkrétní výběr statistických kritérií do jisté míry podléhá subjektivnímu názoru autorů. Nicméně lze říci, že v oblasti posuzování přesnosti předpovědi lze dále uvedená kritéria považovat za standardní. Viz např. (Hindls – Hronová – Novák, 2000), (Kolb – Stekler, 1990).

$$MAPE = \left[\frac{\sum_{t=1}^h \frac{|A_t - F_t|}{A_t}}{h - 1} \right] \cdot 100 \quad (3)$$

Střední kvadratická odchylka (RMSE)

Střední kvadratická odchylka přistupuje k průměrování vzájemných odchylek $A_t - F_t$ odlišným způsobem: využívá se zde kvadratického průměru. Typická chyba se zde vyhodnocuje obdobně, jako je tomu u běžné směrodatné odchylky – velké difference $A_t - F_t$ se uplatňují v celkové hodnotě charakteristiky větším než proporčním dílem oproti diferencím malým, jejichž podíl je zde menší než úměrný. Tentýž princip je ostatně uplatněn v (prosté) metodě nejmenších čtverců (OLS), zatímco v případě MAE vychází souhrnná charakteristika ze stejného měření vzdáleností, které se užívá u metody nejmenších absolutních odchylek (LAD).

$$RMSE = \sqrt{\frac{\sum_{t=1}^h (A_t - F_t)^2}{h - 1}} \quad (4)$$

Výhodou charakteristik ME, MAE a RMSE je skutečnost, že souhrnná veličina je vyjádřena ve stejných jednotkách jako měřené hodnoty (což nesplňuje např. rozptyl), MAPE je pak (podobně jako např. variační koeficient) bezrozměrná. Přirozeně jak v interpolačním (vyhodnocení diferencí skutečných hodnot vůči jejich průměru), tak v predikčním kontextu (uplatňují se difference skutečných a predikovaných hodnot) bude uspokojivý výsledek provázen co nejmenšími hodnotami výsledných souhrnných charakteristik. V predikčním kontextu je cílem každé předpovědi snaha o dosažení co nejmenších hodnot příslušných chyb.

Koeficient determinace

Koeficient determinace, jako nejčastěji užívaná míra celkové shody modelu s daty v regresní analýze, může být interpretován jako míra vysvětlitelného rozptylu závisle proměnné, která ji nejlépe aproximuje lineární kombinací vysvětlujících veličin. Lze ho však použít i v uvažovaném predikčním kontextu. Pro tento případ je srovnatelnou definicí výraz:

³ Pojem „absolutní“ se zde vztahuje ke způsobu vyhodnocování odchylek $A_t - F_t$ v souhrnné charakteristice, kdy se tyto odchylky vzaté v *absolutních hodnotách* průměrují aritmeticky (v souladu s minimalizačním kritériem LAD-metody nejmenších *absolutních* odchylek), zatímco adjektivum „absolutní“ ve vztahu ke skutečnosti, že výsledná charakteristika je vyjádřena v původních jednotkách měřené veličiny (jako protiklad „relativního“, kde je analogická charakteristika bezrozměrná – viz např. MAPE), je zde zastoupeno přívlastkem *procentní*.

$$R = \frac{\sum_{t=1}^h [(F_t - \bar{F})(A_t - \bar{A})]^2}{\left[\sum_{t=1}^h (F_t - \bar{F})^2 \right] \left[\sum_{t=1}^h (A_t - \bar{A})^2 \right]} \quad (5)$$

kde: \bar{A} – průměrná hodnota A_t
 \bar{F} – průměrná hodnota F_t

Regresní vztahy, jak uvidíme dále, budou formulovány vždy s konstantním počtem (jen dvou) vysvětlujících veličin. Není proto třeba přistupovat k dalším modifikacím R^2 (zohledňujícím různé stupně volnosti u různých regresních specifikací lišících se počtem vysvětlujících proměnných) použitím např. korigovaného koeficientu determinace.⁴

Výběr konkrétní míry přesnosti předpovědí z výše uvedeného přehledu je závislý na konkrétní situaci. Ve většině případů se však nelze spolehnout pouze na jedinou míru a je užitečné přihlídnout k hodnotám více z nich. Z hlediska průhledné interpretovatelnosti a široké použitelnosti jsou oblíbené zejména střední kvadratická odchylka (RMSE) a střední absolutní procentní chyba (MAPE) (Armstrong, 1985, s. 360). Naopak použití koeficientu determinace je podmíněno možností formulovat adekvátní (kauzální) regresní schéma, v němž podle povahy předmětné situace lze spolehlivě vymezit postavení vysvětlujících a vysvětlovaných veličin.

Některé z uvedených charakteristik (mj. R^2) ztrácejí více či méně na výstižnosti, pokud jsou vztaženy ke zřetelně nestacionárním časovým řadám. K těm patří i část z analyzovaných řad kategorií daňových výnosů, zejména DPFO, DPH a spotřební daň, u kterých lze zaznamenat zřetelné vývojové trendy, byť neobvyklé lineární či exponenciální. Důkladnější ekonometrickou analýzu (např. postupy vyvinutými v rámci tzv. analýzy *unit-root*) zde však nelze provést pro krátkost dostupných časových řad (práce s druhými diferencemi s sebou nese nutné zkrácení časových řad o další 2 roky).

Uvedené veličiny (či jejich případné varianty) však nemohou být samy o sobě dostatečnou mírou přesnosti předpovědí. Pro posouzení přesnosti je třeba srovnat tyto absolutní veličiny se standardy (*benchmarks*) a dostat tak odpovídající relativní míry. Konkrétní výše těchto standardů je závislá na typu zkoumané veličiny. Jednou z možností stanovení těchto standardů je srovnání vypočítaných charakteristik s jejich hodnotami vypočítanými na základě alternativních předpovědí. Do této skupiny statistických kritérií patří zejména srovnání s tzv. prostým modelem pomocí Theilovy míry a porovnání s *ex ante* předpověďmi časové řady.

Theilova míra

Za základní kritérium pro posouzení toho, zda zkoumaná předpověď je alespoň tak dobrá, jako jsou předpovědi pocházející z nejjednoduššího (tzv. prostého) modelu,⁵ se používá Theilova \bar{U} -statistika ve tvaru:⁶

⁴ V extrémním případě lze dosáhnout rovnosti $R^2 = 1$ použitím velkého množství vysvětlujících proměnných.

$$U = \frac{\sqrt{\frac{\sum_{t=1}^h (\Delta F_t - \Delta A_t)^2}{h}}}{\sqrt{\frac{\sum_{t=1}^h \Delta A_t^2}{h}}} \quad (6)$$

kde: ΔF_t – předpověď v období t
 ΔA_t – skutečná hodnota v období t
 h – počet pozorování

Interpretace této veličiny je poměrně snadná. V případě, že se hodnota Theilovy míry rovná 1, předpověď se chová stejně jako prostý model. V tomto případě se tedy nepodařilo dosáhnout zlepšení modelu, neboť stejně kvalitní predikce by bylo možné dosáhnout pouhým prodloužením minulých údajů do budoucnosti.

Jsou-li hodnoty $U < 1$, lze říci, že posuzovaná předpověď, resp. model z něhož vyplývá, prokazuje vyšší přesnost než predikce z modelu prostého. Posuzovaný model tedy splňuje základní předpoklad kvality jím vytvořených předpovědí a lze ho dále analyzovat pomocí některé z dále uvedených metod. Hodnoty Theilovy statistiky pohybující se v blízkosti 0 reprezentují velmi přesnou předpověď.⁷

2.2 Racionalita předpovědí

Nejčastějším požadavkem kladeným na optimální předpověď je v současné ekonomické teorii požadavek její **racionality**. Racionální predikce musí splňovat základní požadavek – zahrnout v sobě co nejvíce v daný okamžik dostupných informací. Odvození konkrétní podmínky pro evaluaci racionality predikce výnosu vychází z konceptu racionálních očekávání⁸ a z jejich využití v ekonometrické analýze.⁹

Metody pro posouzení racionality předpovědí jsou závislé na typu předpovědí, které jsou zkoumány. Lze rozlišit dva základní typy (Clements, 1995):

⁵ Prostý model je standardní model, který nepředpokládá žádné změny v predikované proměnné. Je tedy pouhým prodloužením odhadované závislosti do budoucna a nebere v potaz žádné další faktory.

⁶ Ve statistické literatuře lze nalézt několik variant definic této veličiny. Uvedený vztah vychází z (Kolb – Stekler, 1990).

⁷ Theilova statistika může být také interpretována jako podíl RMSE posuzovaného prognostického modelu a RMSE prostého modelu (neuvažujícího změny).

⁸ Hypotézu racionálních očekávání poprvé zformuloval Muth (1961). Koncept, stručně řečeno, předpokládá, že hospodářské subjekty tvoří svá očekávání racionálním způsobem a při svém rozhodování se snaží co nejlépe využít všechny dostupné informace.

⁹ K využití konceptu racionálních očekávání pro ohodnocení přesnosti predikcí daňových výnosů viz např. (Feenberg – Rosen, 1988), (Gentry, 1989).

- **předpověď pevně dané události** (*fixed event forecast*): je zkoumána racionalita řady předpovědí stejné události učiněné v různých časových okamžicích. Jedná se například o posouzení vývoje předpovědí výnosu v určitém roce, které jsou vytvořeny před pěti, čtyřmi, třemi atd. časovými obdobími (roky);
- **předpověď postupných událostí** (*rolling event forecast*): je zkoumána racionalita řady předpovědí odlišné události učiněné se stejným časovým odstupem. V tomto případě tedy lze posuzovat předpověď vytvořenou na t -období dopředu a porovnávat s příslušnými skutečnými hodnotami zkoumané veličiny.

Pro posouzení racionality předpovědí daňových výnosů je obvyklejší zkoumání druhého typu předpovědí – postupných událostí. V tomto případě jsou za základní atributy racionální předpovědi považovány její **nezkreslenost, eficeience (vydatnost) a konzistence**.¹⁰ Nezkreslená (nestranná) předpověď vykazuje stejnou střední hodnotu (průměr) jako skutečné hodnoty předpovídané proměnné. Eficeience vyžaduje aplikaci všech dostupných informací v čase, kdy je předpověď vytvářena. Pokud jsou vytvářeny předpovědi, které přesahují více časových period, měly by dostupné informace využívat konzistentně. Konzistentní předpověď proto může být revidována jen z důvodů nějaké nové, v předchozím čase neznámé informace.

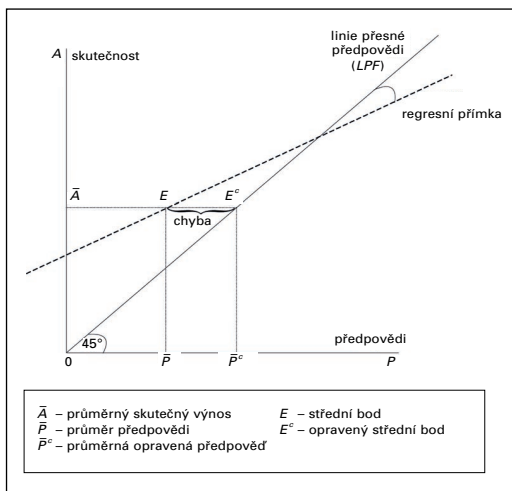
Test na **nezkreslenost předpovědi** je obecně považován za výchozí test při posuzování racionality předpovědi. Existuje poměrně rozšířená domněnka, že splnění nulové hypotézy o nezkreslenosti předpovědi je postačující podmínkou pro vyvození závěru o racionalitě předpovědi. Splnění podmínky nestrannosti však neznamená, že posuzovaná předpověď je nejpřesnější či nejlepší.¹¹ V případě, že posuzujeme racionalitu předpovědi v její silné formě – jako požadavek zahrnutí všech dostupných informací –, není test na nestrannost použitelný. Tato otázka je poté řešena pomocí testování další vlastnosti – vydatnosti předpovědi. Podmínku nezkreslenosti předpovědi ilustruje graf 1.

Graf 1 uvádí základní schéma, které lze použít k analýze vztahu mezi skutečnými a predikovanými hodnotami. V případě, že je předpověď naprosto přesná – tedy chyby předpovědi v každém bodě jsou rovny nule –, bude mít graf skutečných hodnot v závislosti na předpovídaných tvar přímky, která protíná osu x v počátku a má sklonový koeficient (tangens úhlu, který svírá tato přímka s osou x) roven jedné. Tato přímka, označovaná LPF, se nazývá linie přesné předpovědi (Mincer – Zarnovitz, 1969). Zkreslení předpovědi (*forecast bias*) znamená, že průměrná hodnota skutečných výnosů \bar{A} není rovna průměrné hodnotě odpovídajících předpovědí \bar{P} . Bod E , který je definován souřadnicemi $[\bar{A}; \bar{P}]$, v tomto případě neleží na LPF. Míra zkreslení předpovědi je dána vzdáleností mezi bodem E a linií přesné předpovědi.

¹⁰ *unbiasedness, efficiency a consistency* – dělení podle (Ash – Smyth – Heravi, 1998)

¹¹ Jde o období situace známé z prostředí vlastností statistických odhadů: nestranný odhad může mít natolik velký rozptyl, že se často upřednostní mírně vychýlený odhad s menším rozptylem.

GRAF 1 Grafická interpretace podmínky nezkreslenosti předpovědi



pramen: (Belongia, 1988)

Standardní test na nezkreslenost předpovědi vychází z regresní rovnice ve tvaru:

$$A_t = \alpha_0 + \alpha_1 F_t + u_t \quad (7)$$

kde A_t je aktuální procentní změna¹² v nominální hodnotě ukazatele v období t , F_t je předpověď této procentní změny pro období t .¹³

Je-li předpověď nezkreslená, nebude regresní koeficient α_0 statisticky významně odlišný od nuly a regresní koeficient α_1 , označující sklon regresní přímky, nebude statisticky významně odlišný od jedné. Jak již bylo uvedeno, tyto hodnoty definují přímku dokonalé předpovědi (LPF). Pokud oba koeficienty splňují výše uvedené podmínky, budou se skutečné hodnoty a jim odpovídající předpovědi lišit pouze o náhodnou chybu u_t . V průměru se bude v dlouhém období náhodná chyba blížit nule. Ke konkrétnímu otestování hypotézy $\alpha_0 = 0$ a současně $\alpha_1 = 1$ lze použít několik kritérií. Tato kritéria vycházejí buď z upraveného F -testu, nebo využívají jiných charakteristik (metoda věrohodnostního poměru, metoda Lagrangeových multiplikátorů či Waldův test).¹⁴

Formulace testů pro uvedený případ vychází z otázky, zda daňový subjekt je, či není při svém rozhodování ovlivněn velikostí rozdílů (chybových

¹² Pro potřeby testování racionality předpovědi lze využít stejně dobře procentní změnu výnosu, jakož i jeho absolutní výši.

¹³ Odhad regresního vztahu (7) vyžaduje splnění některých předpokladů. Základním předpokladem je, že poruchy jsou sériově nekorelované při použití obecné metody nejmenších čtverců (OLS).

¹⁴ Korektní aplikace uvedené trojice testů však předpokládá (alespoň přibližnou) normalitu rozdělení náhodných složek u_t , jejíž ověření zde naráží na problém krátkých délek analyzovaných časových řad.

členů) z předcházejících let, popř. zda má (pokud existuje) příslušná odchylka setrvačný, nebo naopak kompenzační charakter.

Přirozeně toto základní uvažování, převzaté z (Brown – Maital, 1981), je modifikováno na podmínky a kategorie české daňové soustavy a ve vztahu k disponibilním datům: pro uvedený účel jsou použitelná data ve formě ročních 11letých časových řad jednotlivých daňových kategorií za roky 1993–2003, přičemž vzhledem k diferenční proměnné se datový vzorek dále redukuje o jeden rok (což už je na samé dolní hranici přijatelnosti nasazení regresní analýzy). Odtud $T = 10$, $k = 1$, $T - (k + 1) = 8$, $k + 1 = 2$.

Vzhledem k pouze 2 vysvětlujícím veličinám a specifikaci nulové hypotézy ve tvaru:

$$Y_t = \beta_0 x_{t0} + \beta_1 x_{t1} + u_t \quad (8)$$

(kde: $t = 1, \dots, T$ (počet pozorování vzorku))

$$H_0: \beta_0^* = 0, \beta_1^* = 1 \quad (9)$$

lze F -test konkretizovat do podoby:

$$3. \frac{(b_j - \beta_j^*)' X' X (b_j - \beta_j^*)}{u'u} \quad (10)$$

kde současně tvar omezení $\beta^* = (0, 1)'$.

Pokud by byl koeficient β_0 významně nenulový, pak to znamená, že dochází k systematickému nadhodnocování nebo podhodnocování daňových výnosů (v diferenčním pojetí) během sledovaného období; pokud by byl koeficient β_1 významně odlišný od 1, pak to znamená, že s postupem doby (v kontextu 90. let 20. století) se narovnává nebo vychyluje tendence pohledu na předchozí odchylky v očekáváníích oproti skutečnosti. Z hodnoty 1 bychom usuzovali na „závislý“ pohled v pozdějších obdobích (tzn. s neovlivněním předchozích zkušeností) a neadaptabilitu na předchozí chyby subjektu, který anticipuje daňové výnosy u jednotlivých kategorií.

Oboustrannou alternativou je zřejmě hypotéza H_1 :

$$H_1: \beta_0 \neq 0, \beta_1 \neq 1 \quad (11)$$

Výše uvedenou hypotézu (9) oproti alternativě (11) lze ovšem testovat i jinými způsoby. V případě oprávněné možnosti předpokládat sdružené normální rozdělení náhodných prvků regresní rovnice (včetně snad i situací, kdy statistická analýza rozdělení pozorovaných dat nesvědčí o opaku) přichází v úvahu výhodné nasazení některého z následující trojice testů:

- a) test věrohodnostního poměru, vyvinutý již r. 1938 S. S. Wilksem (dále LR-test),
- b) test Waldův, formulovaný v r. 1943 Abrahamem Waldem (dále AW-test),
- c) test Lagrangeových multiplikátorů, použitý mj. Aitchesonem a Silveym v r. 1958, předtím (r. 1948) pak pod jiným názvem (skórový test) původně uplatněn R. Raem (dále LM-test).

Společným znakem uvedené trojice testů je skutečnost, že se v nich operuje s reziduály (odhadnutými náhodnými odchylkami) získanými z neomezeného regresního tvaru, omezeného regresního tvaru (parametry jsou podrobeny testovaným omezením), eventuálně obou současně. Testovými statistikami jsou:

$$\text{a1) pro LR-test} \quad \eta_{LR} = T \log (u'u/u^*u^*) \quad (12)$$

$$\text{b1) pro AW-test} \quad \eta_{AW} = T((u'u - u^*u^*)/u^*u^*) \quad (13)$$

$$\text{c1) pro LM-test} \quad \eta_{LM} = T((u'u - u^*u^*)/u'u) \quad (14)$$

Ve všech třech případech značí:

u – vektor reziduí vyvozených z restrikcemi **neomezeného** regresního vztahu (8), kde odhady parametrů jsou spočteny metodou maximální věrohodnosti (shodně s metodou nejmenších čtverců),

u^* – vektor reziduí vyvozených z restrikcemi **omezeného** regresního vztahu (8), kde odhady parametrů jsou spočteny metodou maximální věrohodnosti (shodně s metodou nejmenších čtverců).

Zajímavé je, že – jak odvodili Berndt a Savin (1977) – pro hodnoty získané těmito testy platí následující nerovnosti:

$$\eta_{AW} \leq \eta_{LR} \leq \eta_{LM} \quad (15)$$

Všechny testové statistiky mají – jak lze ukázat – χ^2 rozdělení o $T - r$ stupních volnosti, kde T je počet pozorování regresní rovnice a r je počet restrikcí (omezení) kladených na vztahy mezi regresními parametry. V našem případě je $r = 2$ (počet omezení testované nulové hypotézy (9), $T - r = 7$.

Z výše uvedeného vyplývá, že při testování platnosti hypotézy (na libovolné, ale pro každý test stejné hladině významnosti α) můžeme obdržet na základě uvedených tří testů protichůdné výsledky. Výsledkem může být v jednom případě zamítnutí, ve druhém či třetím nezamítnutí nulové hypotézy. To nelze považovat za nerigoróznost testovacího postupu, ale za projev prosté skutečnosti, že síla jednotlivých testů (chyba druhého druhu vyjadřující pravděpodobnost nezamítnutí hypotézy, pokud nulová hypotéza neplatí) není u všech testů shodná (a může záviset na hodnotách vysvětlujících veličin).

Test nestrannosti předpovědi bývá někdy také nazýván testem slabé racionality (Gentry, 1989). Slabá racionalita předpokládá, že při vytváření předpovědi je efektivně využita pouze jistá podmnožina všech dostupných informací. Slabě racionální předpověď tak nevyužívá efektivně celou množinu dostupných informací.

Eficientní předpověď¹⁵ je naopak předpověď, jež v sobě zahrnuje všechny dostupné relevantní informace. Chyba předpovědi by tedy neměla korelovat s žádným prvkem množiny informací, které jsou v čase předpovědi dostupné. Jedná se o informace, které lze následně využít pro vytváření předpovědi daňových výnosů. Pro co nejpřesnější předpovědi je pochopitelně velmi významné správně definovat proměnné v této množině.¹⁶

¹⁵ Vlastnost eficiency je někdy také nazývána silnou racionalitou.

Veličina I_{t-f} označuje celkovou množinu informací, které jsou k dispozici v okamžiku $t-f$, kdy je předpověď připravována. Pro další testování je symbolem v_t označena předpokládaná chyba předpovědi při využití dané množiny informací. Tato chyba je pak definována jako:

$$v_t = E[(A_t - F_t) | I_{t-f}] \quad (16)$$

Rovnici (9) lze dále upravit na regresní vztah ve tvaru:

$$(A_t - F_t) = v_t(I_{t-f}) + u_t \quad (17)$$

Výraz u_t označuje příslušný stochastický člen modelu.

Předpověď F_t je nazývána **eficientní**, pokud je $F_t = E[A_t | I_{t-f}]$. Pro regresní rovnici (17) to znamená, že musí platit podmínka, že $v_t = 0$. Pokud je tedy provedena regrese $(A_t - F_t)$ na I_{t-f} a výsledné regresní koeficienty příslušující k jednotlivým složkám množiny I_{t-f} jsou statisticky významně odlišné od nuly, lze odmítnout hypotézu o vydatnosti předpovědi.¹⁷

Postačující podmínkou pro zamítnutí hypotézy o vydatnosti předpovědi může být požadavek neexistence autokorelace mezi po sobě následujícími chybami předpovědi (Wallis, 1989). Existence takové autokorelace totiž indikuje nevyužití alespoň jedné proměnné v množině dostupných informací – minulých chyb. Znalost velikosti minulých chyb a jejich zakomponování do prognostického modelu může v tomto případě zvýšit kvalitu současné předpovědi.

Pro konkrétní test postačující podmínky lze užít následující regresní vztah (Mcnees, 1978):

$$e_t = \gamma e_{t-1} + \mu + \eta_t \quad (18)$$

kde e_t je chyba předpovědi v období t , e_{t-1} je chyba předpovědi v předchozím období a η_t je stochastický člen, zpravidla s vlastnostmi bílého šumu; to znamená, že jde o posloupnost nekorelovaných stejně rozdělených náhodných veličin s nulovou střední hodnotou a konstantním rozptylem. Pokud je posloupnost chyb e_t stacionární (jak je obvyklé), pak $\mu = 0$. Testovanou hypotézou je vztah $\gamma = 0$.

Předpověď nesplňující kritérium eficeience pochopitelně ještě nemusí být chybná. Negativní výsledek výše uvedených testů pouze naznačuje, že do předpovědi nebyla zahrnuta alespoň jedna dostupná informace, která by mohla mít za následek zlepšení její kvality.

¹⁶ Obvykle se využívají proměnné tří typů – ekonomické (a demografické), politické a minulé chyby předpovědi. Za ekonomické proměnné jsou obvykle voleny meziroční procentní změny nominálního osobního příjmu, populace, inflace a zaměstnanosti. Kromě ekonomických a demografických proměnných, které obvykle mají na daňový výnos největší vliv, může tato množina obsahovat i údaje, které by pomohly charakterizovat politické klima dané země. Obvykle se jedná o dichotomní veličiny, které určují například: zda má vládní strana (či koalice) v parlamentu většinu či ne, zda je rozpočet přijímán v roce voleb či zda se jedná o první rok nové vlády.

¹⁷ Jiným přístupem k testování efektivnosti je rozšíření podmínky nezkreslenosti (nebo také slabé racionality) o zahrnutí množiny všech dostupných informací I_{t-f} . Při použití tohoto kritéria silné racionality předpovědi je slabá racionalita její nutnou podmínkou.

Konzistentní předpověď se zaměřuje na posouzení revizí předpovědi, které vyplývají z nových informací. Tyto revize nemohou být v konzistentní předpovědi předpovězeny pomocí předchozích předpovědí. Jelikož původní předpověď v sobě zahrnovala všechny známé relevantní informace a je nezkrácená, revize může odrážet pouze nové informace. Následná revize tedy musí být predikovatelná ze své odpovídající původní předpovědi.

Pro posouzení konzistence lze využít vztahu (Mcneese, 1978):

$${}_{t-s}F_t = \gamma_0 + \gamma_1 {}_{t-s-1}F_t + e_t \quad \text{pro } s = 1, 2 \quad (19)$$

2.3 Zlepšování přesnosti předpovědí v čase

Další vlastností, kterou by se každý model určený pro vytváření předpovědí měl vyznačovat, je zlepšování kvality tohoto modelu v čase.¹⁸ Test zlepšování přesnosti předpovědí zkoumá, zda instituce pověřená jejich vytvářením je schopna poučit se ze svých chyb, případně je do svých dalších úvah zahrnout.

S využitím konceptu racionálních očekávání lze vytvořit konkrétní testové kritérium, které danou skutečnost kvantifikuje. Testování lze provést opět pomocí regresního vztahu pro procentní změny, tentokrát ve tvaru:

$$|A_t - F_t| = \delta_0 + \delta_1 t \quad (20)$$

Kritérium tedy posuzuje, zda absolutní hodnoty odchylek předpovědí od skutečných hodnot vykazují v průběhu let tendenci ke snižování, popřípadě zvyšování. Hodnoty koeficientu $\delta_1 < 0$ znamenají, že v průběhu let dochází ke snižování absolutní chyby předpovědí. Lze tedy pak říci, že kvalita těchto předpovědí se neustále zlepšuje. Jsou-li navíc hodnoty koeficientu δ_0 nenulové, existuje v předpovědích prvek jejich stálého zkreslení. Toto zkreslení je dáno hodnotou koeficientu δ_0 a ukazuje, o kolik procentních bodů jsou zkoumané předpovědi nadhodnoceny (v případě kladných hodnot) či podhodnoceny (v případě záporných hodnot). V případě, že zkoumané předpovědi prokazují zlepšování v čase, lze tuto skutečnost využít pro testování jejich racionality. Trend ve zlepšování předpovědí se může stát součástí množiny informací, které jsou základem vytváření těchto předpovědí.

2.4 Míra ekonomické chyby a její odstranění

V úvodu příspěvku již byla zmíněna možnost vzniku chyb předpovědi objemu daňového výnosu v důsledku politického tlaku na tvůrce této předpovědi. Tato příčina však obvykle není považována za hlavní. Rozdíly mezi odhadovanými příjmy a jejich skutečnou hodnotou jsou obvykle zdůvodňovány špatným odhadem makroekonomického vývoje a nepředpokládanými realizovanými (či naopak nerealizovanými) změnami v daňových zákonech.

Obecně jsou **příčiny vzniku chyb** předpovědí rozdělovány do tří vzá-

¹⁸ ve smyslu průběžného zpřesňování

jemně se vylučujících skupin (Auerbach, 1999): **politické**, **ekonomické** a **technické**. Rozdělení těchto změn lze popsat vztahem:

$$(A_t - F_t) = p_{i,t} + e_{i,t} + r_{i,t} \quad (21)$$

kde: F_i – předpověď v období i
 A_i – skutečná hodnota v období i
 $p_{i,t}$ – politická chyba
 $e_{i,t}$ – ekonomická chyba
 $r_{i,t}$ – technická chyba

Chyby, které jsou pro příčiny svého vzniku označovány jako **politické**, udávají míru, v níž se skutečné příjmy odlišují od své předpovědi v důsledku nepřesného odhadu budoucího politického vývoje a uplatňované politiky. Každá předpověď výnosů vychází z platné daňové legislativy a z předem ohlášených vládních návrhů změn daňových zákonů. Přijaté zákony či jejich uzákoněné změny v průběhu následujícího fiskálního roku se však mnohdy od původních předpokladů vlády výrazně liší. Vznikají jako výsledek politického procesu v zákonodárném sboru a jejich konečnou podobu nelze při předpovědi zcela odhadnout. Patří sem zejména změny výše sazeb jednotlivých daní, zdanitelného základu apod.

Celkový skutečný vliv politických změn (změn daňových zákonů) na daňový výnos v konkrétním fiskálním roce je složen z více částí. Východiskem je část, která je odhadována již v původním předpokladu. Kromě této složky sem lze zahrnout neznámé množství (kladné či záporné) změn výnosu, které bývá zahrnováno mezi ekonomické (makro) a technické (mikro) faktory (Auerbach, 1996). Při lepším zachycení změn v chování subjektů daně a vlivu těchto změn na chování ekonomiky se poté veškeré zdroje nepřesností v odhadech příjmů mohou zúžit na zdroje ekonomické, které jsou pro tvůrce předpovědi daňových příjmů exogenními veličinami.

Ekonomické příčiny vzniku chyb v předpovědích jsou spojeny se špatným odhadem vývoje ekonomického prostředí. Vznikají již v prvním kroku vytváření prognóz – při stanovení makroekonomického rámce. Mohou se tedy objevit při špatném odhadu vývoje ekonomiky či při nepředpokládaných změnách v jejím chování (ekonomické cykly, případně vliv změn v zahraniční poptávce).

Všechny ostatní vlivy, které nelze zahrnout do předchozích dvou skupin a které mají za následek nepřesnosti v odhadu, jsou označovány jako **technické**. Technické příčiny chyb se mohou dále dělit do dvou skupin (Cotis, 1992):

- chyby v předpovědi agregátní elasticity daňových příjmů k jejich základně (například chyby spojené s náhlými přesuny ve struktuře poptávky, výstupu či příjmů ve spojení se široce rozprostřenými efektivními sazbami daně). Tyto náhlé změny agregátních elasticit jsou často spojeny s průběhem ekonomických cyklů;
- chyby v předpovědi elasticit příjmů jednotlivých daní k příslušné základně daně (tedy elasticit aplikovaných na určitou množinu ekonomických činitelů). Tyto chyby se vyskytují v případech, kdy daňová soustava nechává

poměrně velké pole pro působení změn chování na ekonomické ukazatele (daňové úniky, využívání mezer v zákoně či daňové podvody).

Je-li cílem testů kvality predikce posouzení metodologie užívané při jejich vytváření, je nejdůležitější analýza velikosti a příčin technických chyb. Ostatní dva typy chyb jsou v tomto případě pro tvůrce předpovědi exogenní proměnnou, která je určena mimo rámec předpovědi. Rozsah těchto dvou typů chyb je v některých případech možné kvantifikovat a z analýzy vyloučit.

K **vyloučení ekonomické chyby** lze vycházet z předpokladu, že rozdíl mezi předpovídanými a skutečnými výnosy je proporcionální rozdílu mezi předpokládaným a skutečným ekonomickým vývojem (měřeným makroekonomickými ukazateli).¹⁹ Pro konkrétní postup k vyloučení ekonomické chyby z celkové chyby předpovědi lze využít několik různých technik. Jednou z nejjednodušších je využití elasticit výnosu daní k vybraným makroekonomickým veličinám. Nejčastěji se využívá elasticita vzhledem k nominálnímu HDP, případně jeho komponentám (spotřebě domácností, vlády či charakteristikám exportu a importu).²⁰

Pro odhad struktury technické chyby lze použít například vztah (Auerbach, 1996)²¹, který ji definuje jako:

$$r_{i,t} = \alpha + \beta_i \cdot {}_{t-1}P_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (22)$$

kde $r_{i,t}$ je výše technické chyby pro příjmový zdroj i a fiskální rok t , veličina ${}_{t-1}P_{i,t}$ je odhad změny výnosu v roce t , který je vyvolán změnou politiky (prostřednictvím zákonné úpravy) v průběhu roku $t-1$. Veličina $\varepsilon_{i,t}$ označuje náhodný člen daného výrazu. Z takto navržené rovnice (22) tedy vyplývá, že předpokládáme, že zainteresované subjekty přizpůsobují své chování změnám politiky v předcházejícím roce.

Máme-li k dispozici dostatečně dlouhou časovou řadu a poměrně stabilní daňový systém, lze nalézt rozložení celkové chyby v předpovědích na tři složky podle jejich příčin. Toto rozdělení potom může tvůrcům předpovědi sloužit jako návod pro zlepšování metodiky vytváření těchto předpovědí. Pro instituci pověřenou vytvářením předpovědí je pochopitelně nejdůležitější eliminovat technické příčiny vzniku chyb. Tato snaha bývá často základním argumentem ve prospěch zařazení dynamických prvků vytváření odhadu dodatečného výnosu (*dynamic revenue estimating*).

3. Evaluace českých predikcí daňového výnosu

Následující kapitola přináší tři pohledy na kvalitu predikcí, které vznikly jako podklad pro přijetí Státního rozpočtu ČR v uplynulém desetiletí. Data

¹⁹ Pokud tedy, například, dojde k podhodnocení vývoje HDP, osobního příjmu a příjmů z podnikání o 10 %, pak – teoreticky – budou odhadované výnosy z většiny daní o 10 % nižší. Pokud budou ve skutečnosti odhadované příjmy nižší o 12 %, je nutné zbývající 2 % přisoudit jinému typu chyby (chybné metodologii či neodhadnuté míře politických změn).

²⁰ Příklad využití tohoto postupu pro ČR je uveden v následujícím oddíle.

²¹ Jiný způsob dekompozice chyby předpovědi, který vychází spíše ze statistického pohledu, uvádějí např. (Clements – Hendry, 1995).

jsou posouzena z hlediska přesnosti, nezkreslenosti a z hlediska průběžného zlepšování jejich kvality. V závěru kapitoly je pozornost věnována odhadu míry ekonomické chyby jednotlivých předpovědí.

Data

Východiskem jsou údaje o předpovědích a skutečném výnosu vybraných daňových příjmů v ČR v letech 1993–2003.²² Zdrojem dat o predikcích příjmů z jednotlivých daní je Státní rozpočet ČR na příslušný rok, skutečné hodnoty výnosů jsou pravidelně uváděny ve Státním závěrečném účtu za daný rok. Přesnost předpovědí je posouzena na nejvýznamnějších českých daních.²³ Samostatně jsou proto uváděny výsledky za následující daně: daň z příjmu fyzických osob (DPFO), daň z příjmu právnických osob (DPPO), daň z přidané hodnoty (DPH), spotřební daně (SD), daň z nemovitostí (NEM), pojistné na sociální zabezpečení, příspěvek na politiku zaměstnanosti a daň z objemu mezd (POJ), silniční daň (SIL), celkové daňové příjmy v úzkém pojetí (CELKEM).²⁴ Pro podrobnější analýzu jsme si vybrali daň z příjmů fyzických osob, u níž jsme podrobili samostatnému zkoumání její tři dílčí složky – daň z příjmů ze závislé činnosti (závislá), daň z kapitálových výnosů (kapitálové výnosy) a daň z příjmů osob samostatně výdělečně činných (osvč).

Jelikož některé daně jsou rozpočtovým určením daní částečně sdíleny místními rozpočty (okresní úřady, kraje, obce),²⁵ je nutné zohlednit i tento fakt. Z těchto důvodů shledáváme za vhodné posoudit kvalitu předpovědí celkově za veřejné rozpočty, spíše než jen za Státní rozpočet České republiky.²⁶

3.1 Přesnost českých predikcí daňového výnosu

Jak již bylo v předchozím textu uvedeno, východiskem každé evaluace předpovědí je posouzení jejich přesnosti. Jedná se tedy o evaluaci v úzkém pojetí, kdy kvalita předpovědí je ztotožněna s mírou přiblížení se prediko-

²² Diskutabilní je však použití údajů za rok 1993, jelikož tento rok je z hlediska daňových příjmů poněkud výjimečný. Nejenže je prvním rokem v existenci samostatné České republiky, ale zároveň je i prvním rokem platnosti nové daňové soustavy. V tomto roce tedy ještě dobíhala platnost některých starých daní a v příjmové stránce státního rozpočtu lze proto nalézt i zdroje, které již od následujícího roku mizí (příjmy z daně z obratu apod.).

²³ Významnost jednotlivých daní se pochopitelně odvíjí především od objemu jejich výnosu. Mezi posuzované daně je zahrnuta i daň z nemovitostí, jež svým výnosem patří v české daňové soustavě spíše mezi menší daně. Její zařazení je však dáno tím, že již od počátku platnosti daňové soustavy je svěřena místním rozpočtům.

²⁴ Celkové příjmy jsou uvažovány bez pojistného na sociální zabezpečení.

²⁵ Tato skutečnost se týká zejména obou daní z příjmů, celkových daňových příjmů a od roku 2001 i daně z přidané hodnoty. Pro zkoumání přesnosti (z důvodu malého významu) není považována za významnou změna rozpočtového určení spotřebních daní, jejichž 20 % výnosu ze SD z uhlovodíkových paliv a maziv je od roku 2001 svěřeno Státnímu fondu dopravní infrastruktury.

²⁶ Pro přehlednost jsou uvedeny pouze shrnující výsledky. Podrobné charakteristiky přesnosti českých daňových výnosů, včetně zdrojových údajů a dílčích výsledků za státní rozpočet a místní rozpočty, jsou k dispozici u autorů příspěvku.

TABULKA 1 Přesnost předpovědi výnosů daní v ČR v letech 1993–2003

	ME	MAPE	RMSE	R^2	Theil U
DPFO	1 589,599	0,117	8 288,285	0,966	0,092
– závislá	–560,971	0,085	5 332,149	0,955	0,078
– kapitálové výnosy	190,130	0,215	1 808,603	0,716	0,204
– OSVČ	501,079	0,106	1 934,505	0,682	0,112
DPPO	3 055,522	0,173	14 020,248	0,471	0,177
DPH	–4 903,012	0,077	9 459,860	0,916	0,075
SD	572,522	0,072	4 962,152	0,900	0,074
POJ	–704,191	0,049	8 951,242	0,977	0,044
SIL	–135,140	0,090	484,612	0,711	0,102
NEM	274,923	0,102	424,163	0,554	0,102
CELKEM	3 222,571	0,041	17 136,945	0,954	0,043

pramen: SZÚ ČR za roky 1993–2003; SR ČR na roky 1993–2003; vlastní výpočet

vaných hodnot hodnotám skutečným. V případě předpovědi daňových příjmů lze jejich přesnost posoudit podle rozdílu mezi očekávanými příjmy z daní, které jsou základem příjmové stránky státního rozpočtu, a dosaženými hodnotami daňových příjmů.

Z tabulky 1 je patrné, že nejpřesnějšími předpověďmi se v rámci veřejných rozpočtů ve zkoumaném období vyznačovaly obě daně ze spotřeby (daň z přidané hodnoty má průměrnou chybu předpovědi 7,7 %, což činí 9,5 mld. Kč., a spotřební daň průměrnou chybu 7,2 %, což činí 5 mld. Kč) spolu s **příspěvkem na sociální a zdravotní pojištění**, jež **se vyznačují nejvyšší přesností** – zde je chyba 4,9 %, což činí přibližně 9 mld. Kč v absolutním vyjádření.

Naopak velmi nízkou kvalitu předpovědi vykazují obě daně z příjmu – fyzických osob (chyba 11,7 %; 8,3 mld. Kč) a právnických osob (chyba 17,3 %; 14 mld. Kč). DPPO navíc vykazuje nejhorší statistiky ve většině ostatních ukazatelů, což potvrzuje předpoklad o největší obtížnosti vytváření předpovědi výnosu této daně.

Hodnoty střední chyby (ME) naznačují nejvyšší míru systematické chyby u předpovědi daně z přidané hodnoty. Na otázku, zda se skutečně jedná o systematické nad- či podhodnocování daňového výnosu uvedených daní, mohou dát odpověď teprve analýza racionality a analýza zlepšování predikcí, jež jsou součástí následujících podkapitol.

Všechny zkoumané předpovědi vykazují vyšší kvalitu ve srovnání s prostým modelem. Hodnoty Theilovy míry U se ve všech případech pohybují výrazně pod hodnotou jedné, kdy by se přesnost těchto předpovědi vyrovnala s přesností předpovědi vzniklé prostým prodloužením minulého vývoje. Relativně nejbližší naprosto přesné předpovědi v Theilově smyslu ($U = 0$) jsou předpovědi výnosu spotřebních daní (0,07) a příspěvků na pojištění (0,04).

Koeficienty determinace opět potvrzují nižší kvalitu předpovědi daně z příjmů právnických osob, daně z nemovitostí a výnosů silniční daně. V ostatních případech jsou hodnoty indexu determinace R^2 blízké jedné. Korelace

TABULKA 2 Charakteristiky přesnosti předpovědi růstu výnosů daní v ČR v letech 1993–2003

	ME	MAE	MAPE	RMSE	R^2
DPFO	0,028	0,094	3,929	0,122	0,784
– závislá	-0,015	0,055	0,890	0,073	0,094
– kapitálové výnosy	0,078	0,254	1,227	0,324	0,954
– OSVČ	0,023	0,092	10,632	0,100	0,013
DPPO	0,064	0,154	1,230	0,183	0,289
DPH	-0,028	0,058	1,544	0,062	0,069
SD	0,011	0,076	1,076	0,077	0,033
POJ	-0,002	0,040	0,511	0,045	0,286
SIL	0,058	0,109	1,010	0,151	0,500
NEM	0,073	0,082	8,101	0,107	0,048
CELKEM	-0,003	0,038	0,885	0,046	0,010

prameny: SZÚ ČR za rok 1993–2003; SR ČR na roky 1993–2003; vlastní výpočet

předpovědi a skutečných hodnot daňových výnosů je podrobněji zkoumána pomocí racionality předpovědi, jež je součástí následující podkapitoly.

Přesnost předpovědi lze prozkoumat i z hlediska přesnosti předpovědi růstu objemu daňových příjmů (*tabulka 2*).²⁷ Výsledky analýzy růstových hodnot do jisté míry potvrzují výše uvedené závěry. Nejvyšší kvalitou se opět vyznačují předpovědi výnosu příspěvků na pojištění (chyba odhadu růstu cca 4,5 %, tj. průměrně o 4,0 p.b.) a daně z přidané hodnoty (chyba cca 6,2 %, tj. o 5,8 p.b.).

Jak jsme předpokládali, jednotlivé složky **daně z příjmů fyzických osob** vykazují odlišnou přesnost. Z výše uvedených výsledků vyplývá, že nejjistější si tvůrci předpovědi mohou být předpověďmi objemu výnosu z DPFO ze závislé činnosti (chyba 7,3 %, tj. 5,5 p.b.), naopak největší negativní vliv na přesnost predikcí DPFO má složka kapitálových výnosů (chyba 32 %, tj. v průměru o 25,4 p.b.). Tato složka daně se vyznačuje vůbec nejvyššími hodnotami chyby. Lze se domnívat, že jednou z hlavních příčin je volatilita a špatná předvídatelnost výše úrokové míry, která nepochybně ovlivňuje výnos této daně.

Zajímavou skutečností je přesnost předpovědi daňových výnosů jako celku. Charakteristiky přesnosti **celkových daňových výnosů** naznačují, že tvůrcům českých predikcí se daří vyrovnávat výpadky některých daní růstem jiných. Agregátní výnosy se tak v mnoha ohledech vyznačují nejvyšší kvalitou ze všech posuzovaných skupin. Výnos celkových daňových výnosů veřejných rozpočtů dosahuje průměrné odchylky 4,6 %. V přepočtu tato chyba znamená 17,1 mld. Kč. Vzhledem k objemu státního rozpočtu je však nutné i tyto hodnoty považovat za poměrně vysoké.

²⁷ Růstem objemu výnosu je míněna procentní změna daňového výnosu proti předchozímu roku. Na rozdíl od skutečných hodnot je v případě předpovědi nutné srovnávat odhadované výnosy na následující rok proti odhadu těchto výnosů v běžném roce. Jelikož předpověď daňových výnosů vzniká zpravidla ještě před skončením aktuálního fiskálního roku, nejsou v momentě vzniku předpovědi daňových výnosů k dispozici konečné údaje za tento rok. Tvůrci předpovědi tedy musejí pracovat s odhadem těchto výnosů; k nim je také nutné odhadovaný růst srovnávat.

TABULKA 3 Kritické hodnoty kritérií pro testy racionality předpovědí

	hladina významnosti		
	90 %	95 %	99 %
F -krit ($b_0 = 0$; $b_1 = 1$)	3,113	4,459	8,649
χ -krit ($b_0 = 0$; $b_1 = 1$)	13,361	15,507	20,090

pramen: vlastní výpočet

3.2 Racionalita českých daňových predikcí

Poněkud hlubší sondou do kvality předpovědí je posouzení jejich racionality. Použitým kritériem v případě racionality je efektivní využití všech dostupných informací (silná racionalita), popř. jejich podmnožiny (slabá racionalita). Metoda se tedy nezaměřuje přímo na přesnost předpovědí, zajímá se spíše o metodu jejich vytváření. Racionalita předpovědí daňových výnosů je ověřena pouze pro základní vlastnost – **nezkreslenost**. Standardní test na nezkreslenost předpovědi vychází z rovnice (7) uvedené v 2. kapitole.

Vypočítaná statistická kritéria je nutné porovnat s kritickými hodnotami F -rozdělení, resp. χ -kvadrát. S kritickými hodnotami F -rozdělení jsou srovnávány hodnoty F -testu, s kritickými hodnotami χ -kvadrát rozdělují pak ostatní tři hodnoty (LM, LR a AW). Hodnoty kritických hodnot, jež jsou společné všem typům posuzovaných daní, jsou uvedeny v *tabulce 3*.

Jak vyplývá z porovnání testových kritérií s příslušnými kritickými hodnotami, u většiny českých daní je nutné odmítnout hypotézu o nezkreslenosti (a tedy i racionalitě) jejich předpovědí. Nejvýraznější je tato skutečnost u daně z příjmů právnických osob a daně z nemovitostí. Daň z příjmů právnických osob dosahuje vůbec nejhorších výsledků, hypotézu o nezkreslenosti lze zamítnout ve všech uvedených kritériích (na hladině spolehlivosti 99 %). Avšak možnost záměrného zkreslení těchto předpovědí poněkud snižuje nízká statistická významnost regresního modelu jako celku.

Daň z nemovitostí vykazuje (z hlediska testu nezkreslenosti) podobně špatné výsledky jako DPPO (*tabulka 4*). Zde je zamítnutí hypotézy o nezkreslenosti předpovědí možné podpořit i samotnými hodnotami předpovědí, které jsou stanovovány jako výrazně zaokrouhlené částky. Lze se domnívat, že je to dáno poměrně stálou základnou daně a poměrně nízkým objemem výnosů.

Naopak zamítnout hypotézu o nezkreslenosti nelze pro obě daně ze spotřeby. Ve všech uvedených testech převyšují kritické hodnoty příslušná testová kritéria. U specifických spotřebních daní je ovšem nutné k výsledkům přistupovat s vědomím poměrně špatné kvality regresního vyřízení ($R^2 = 0,03$).

Smíšené výsledky dostáváme u přímých daní, kam lze v tomto případě řadit i příspěvky na sociální a zdravotní pojištění. Zatímco všechny zmíněné daně neprocházejí F -testem na nezkreslenost, ve zbylých testech (LM, LR, AW) již v některých případech hypotézu o nezkreslenosti zamítnout nelze. Nejvíce se k nezkresleným předpovědím přibližují předpovědi výnosu z DPFO, kde lze navíc pozorovat nejvyšší shodu modelu s daty ($R^2 = 0,78$).

TABULKA 4 Výsledky testu nezkreslenosti předpovědí daňových příjmů (VR, 1993–2003)

	koeficienty		směrodatná odchylka	D-W von-Neum	testy spojené hypotézy ($b_0 = 0$; $b_1 = 1$)			
					F-test	LM	LR	AW
DPFO	b_0	0,045	0,030	2,823	7,549**	6,537	10,603	18,873**
	b_1	0,589**	0,103	3,528				
DPPO	b_0	0,021	0,026	2,801	24,215**	8,582	19,536**	60,539**
	b_1	-0,380	0,199	3,502				
DPH	b_0	0,086**	0,028	2,290	4,386**	5,230	7,402	10,964
	b_1	0,238	0,292	2,944				
SD	b_0	0,058*	0,028	1,926	4,509**	5,299	7,548	11,272
	b_1	0,150	0,271	2,401				
POJ	b_0	0,066**	0,019	0,917	6,516**	6,096	9,666	16,289**
	b_1	0,332	0,175	1,147				
NEM	b_0	-0,012	0,010	1,756	66,307**	9,431	28,666**	165,767**
	b_1	-0,077	0,114	2,195				
CELKEM	b_0	0,080**	0,022	1,401	6,733**	6,273	9,870	16,832**
	b_1	-0,083	0,279	1,751				

poznámka: Zvýrazněné hodnoty koeficientů jsou statisticky významné. Jedna hvězdička označuje hladinu spolehlivosti 90 %, dvě hvězdičky 95 %.

vysvětlivky: D-W = Durbinova-Watsonova statistika; von Neum = von Nemannova statistika; LM = metoda Lagrangeova multiplikátoru; LR = metoda věrohodnostního poměru; AW = Waldův test

pramen: SR a SZÚ ČR na rok 1993–2003; vlastní výpočet

V případě celkových daňových příjmů dostáváme opět velmi dobré výsledky. Možnost záměrného zkreslení zamítáme ve většině uvedených testů. Nicméně výsledky jsou opět doprovázeny nízkou kvalitou regresního vystižení ($R^2 = 0,01$).

3.3 Zlepšování předpovědí v čase

Jak již bylo uvedeno, historická zkušenost vytváření predikcí v rámci české daňové soustavy je poměrně krátká. Přesto lze předpokládat, že v průběhu tohoto období se tvůrci těchto předpovědí snaží o jejich neustálé zlepšování. Jedna z metod posouzení vychází z konceptu racionálních očekávání a využívá vztahu (20). Výsledky analýzy pro české predikce daňových výnosů jsou uvedeny v *tabulce 5*.

Ve prospěch hypotézy o zlepšování kvality předpovědí hovoří záporné hodnoty koeficientu δ_1 . Této hodnoty je dosaženo u většiny ze zkoumaných daní. Statisticky významného zlepšování predikcí v čase však dosahuje pouze daň z příjmu fyzických osob (DPFO) a daň silniční (SIL). Částečně se sem řadí i příjmy ze sociálního a zdravotního pojištění (POJ), nicméně zde je hodnota koeficientu δ_1 velmi blízká nule.

O mírném, i když ze statistického hlediska nevýznamném zlepšování predikcí lze hovořit i u obou daní ze spotřeby (DPH a SD) a daně z nemovitostí (NEM). Zde jsou však hodnoty koeficientů velmi blízké nule, takže lze spíše usuzovat na vyrovnanou kvalitu předpovědí.

Zlepšování v čase naopak neprokázaly údaje o predikcích výnosu daně z příjmů právnických osob (DPPO). Predikce DPPO vykazují spíše opačný

TABULKA 5 Zlepšování kvality předpovědí v průběhu období 1993–2003

		absolutně		růst	
		δ_1	δ_0	δ_1	δ_0
DPFO	koeficient	-1 016,5*	12 718,4**	-0,023*	0,212**
	sm. odchylka	(402,0)	(2 726,4)	(0,007)	(0,044)
DPFO závislá	koeficient	-591,6	7 288,5*	-0,009	0,094
	sm. odchylka	(374,7)	(2 324,8)	(0,007)	(0,040)
DPFO zvl. sazba	koeficient	48,7	1 330,4*	-0,038	0,436*
	sm. odchylka	(82,7)	(560,6)	(0,025)	(0,154)
DPFO osvc	koeficient	-170,0*	2 813,4	-0,005	0,107
	sm. odchylka	(140,3)	(870,4)	(0,008)	(0,047)
DPPO	koeficient	314,7	9 783,4	0,004	0,118
	sm. odchylka	(812,1)	(5 507,9)	(0,015)	(0,091)
DPH	koeficient	24,2	7 986,5*	-0,003	0,071*
	sm. odchylka	(509,4)	(3 455,2)	(0,004)	(0,024)
SD	koeficient	-7,6	4 163,0	-0,008	0,111**
	sm. odchylka	(291,9)	(1 980,1)	(0,003)	(0,021)
POJ	koeficient	-769,5	12 063,6**	-0,007*	0,072**
	sm. odchylka	(456,4)	(3 095,8)	(0,002)	(0,015)
NEM	koeficient	-49,3*	656,3**	-0,015	0,156*
	sm. odchylka	(16,9)	(114,5)	(0,008)	(0,049)
SIL	koeficient	-55,9	629,1*	-0,027*	0,244**
	sm. odchylka	(36,1)	(244,9)	(0,011)	(0,066)
CELKEM	koeficient	-774,2*	18 155,8**	-0,003	0,049
	sm. odchylka	(1 080,8)	(7 330,6)	(0,004)	(0,022)

poznámka: Zvýrazněné hodnoty jsou statisticky významné. Jedna hvězdička označuje hladinu spolehlivosti 95 %, dvě hvězdičky 99 %. V závorkách jsou uvedeny směrodatné odchylky koeficientů.

prameny: Státní rozpočet ČR na roky 1993–2003; Státní závěrečný účet ČR za roky 1993–2003 vlastní výpočet

trend – jejich chyba v čase roste a výsledky tak nasvědčují postupnému zhoršování kvality. Tento výsledek potvrzuje předchozí analýzu přesnosti predikcí, kde se predikce uvedené daně vyznačovaly nejvyššími průměrnými odchylkami od skutečnosti.

Výsledky však nelze přeceňovat, neboť statistická významnost jednotlivých koeficientů se prokázala jen u jejich malé podmnožiny. Okolnost, že se u těchto daňových kategorií přesnost predikcí nezlepšuje, byť je jinak vcelku dobrá, je dána tím, že odchylky kolísají v nevelkém rozmezí kolem nuly, avšak aniž lze zaznamenat zřetelnou tendenci v jejich „konvergenci“ k nulovým hodnotám.

3.4 Odstranění ekonomické chyby z celkové chyby předpovědi

Ekonomické příčiny vzniku chyb v předpovědích jsou spojeny se špatným odhadem vývoje ekonomického prostředí. Vznikají tedy již v prvním kroku vytváření prognóz – při stanovení makroekonomického rámce. Vyloučení

TABULKA 6 Chyba předpovědi růstu některých významných ukazatelů v letech 1995–2003

	HDP b.c.	HDP s.c.	spotřeba domácností s.c.	tvorba fixního kapitálu	inflace	nezaměst- nanost (prům.)	růst mezd a platů b.c.
1995	6,52	2,64	-119,80	11,14	1,10	-1,17	-1,70
1996	-2,23	-0,51	3,34	-0,14	-0,50	-0,39	-2,31
1997	-6,38	-6,17	-2,10	-15,89	-0,10	1,64	-4,88
1998	-1,81	-3,40	-3,55	-3,90	1,70	2,08	-1,65
1999	-5,47	-1,89	1,22	-2,51	-4,75	1,37	0,43
2000	-0,50	1,39	0,54	4,21	-0,30	-0,82	1,76
2001	3,61	0,10	2,02	1,80	0,00	-0,10	-2,51
2002	-1,71	-1,80	0,75	-4,70	-2,80	0,85	0,04
2003	-0,08	-0,40	2,39	0,13	-1,90	0,00	0,51

prameny: SR a SZÚ v letech 1994–2003; vlastní výpočet

vlivu těchto chyb z celkové chyby předpovědi je východiskem pro zkoumání dalších dvou komponent celkové chyby – politické, a zejména technické. Míra technické chyby je výchozím údajem pro posouzení kvality práce tvůrců předpovědí. Teprve míra technické chyby může dát odpověď na patrně nejzajímavější otázku při zkoumání kvality předpovědí, totiž otázku, zda a v jaké míře existuje možnost úmyslného zkreslení předpovědí.

Výchozí informací pro vyloučení ekonomické chyby je vzájemný vztah mezi mírou růstu daňového výnosu a mírou růstu vybraného ukazatele charakterizujícího vývoj ekonomiky. Pro jednotlivé daně jsou tyto ukazatele různé.²⁸ Pro vyloučení ekonomické chyby je tedy třeba postupovat pro každou daň odděleně. Následující příklad kvantifikace ekonomické chyby pro české daňové předpovědi je však – v důsledku existence nedostatečně pevných vztahů mezi výnosy daní a vývojem makroekonomických ukazatelů – nutné brát do jisté míry jen jako ilustrativní. Pro každou daň byl vybrán jeden či dva klíčové ukazatele, jejichž vliv na výnos této daně se jeví jako nejvýznamnější.

Jak jsme již poznamenali, míra ekonomické chyby je dána špatným odhadem ekonomického vývoje. Pro její odhad je tedy nutné vyjít z porovnání hodnot vybraných ukazatelů, kterých ekonomika ve sledovaném období skutečně dosáhla, s odhady hodnot těchto ukazatelů. V České republice je odhad ekonomického vývoje charakterizován sadou vybraných makroekonomických ukazatelů, která je obvyklou součástí návrhu státního rozpočtu (tabulka 6).²⁹

²⁸ Vztah lze nejjednodušeji posoudit pomocí korelačních koeficientů. Z jejich výpočtu vycházíme také v našem příspěvku.

²⁹ Jelikož návrh státního rozpočtu na následující rok vzniká nejčastěji před ukončením aktuálního kalendářního roku, nejsou k dispozici údaje o vývoji ekonomiky ani za tento rok. Při vytváření odhadu ekonomického vývoje je z těchto důvodů nutné pracovat s dvojnásobnou nejistotou – jednak ohledně vývoje v aktuálním roce a jednak ohledně vývoje v následujícím roce. Pro podrobnější analýzu by pak bylo možné rozdělit celkovou míru chyby předpovědi konkrétního ukazatele do dvou složek. První složku tvoří chyba, která je dána špatným odhadem vývoje v aktuálním roce, a druhou složku chyby, která přísluší chybné předpovědi vývoje v následujícím roce.

TABULKA 7 Míra průměrné ekonomické, politické a technické chyby předpovědi výnosu vybraných daní v ČR 1995–2003

		CELKEM	DPFO	DPPO	DPH	SD	POJ	NEM
celková chyba predikce daně		4,80	12,85	19,30	6,49	8,12	4,73	11,24
hlavní ukazatel	<i>E</i>	4,18	6,56	3,27	4,70	3,96	4,97	0,70
	<i>P+T</i>	0,62	6,29	16,03	1,79	4,15	−0,23	10,54
HDP v b. c.	<i>E</i>	3,87	5,90	3,95	5,13	3,53	5,24	2,83
	<i>P+T</i>	0,94	6,96	15,35	1,36	4,59	−0,51	8,41

prameny: SR a SZÚ v letech 1994–2001; ČSÚ; vlastní výpočet

Při samotném výpočtu míry ekonomické chyby je nutné vycházet z již zmíněných vztahů daňových výnosů a nejvýznamnějších ekonomických ukazatelů. Velikost ekonomické chyby pro příslušnou daň je dána velikostí chyby daného ukazatele vynásobenou příslušnou (vypočítanou) elasticitou. Výsledky jsou z těchto důvodů poměrně výrazně závislé na zvolených ukazatelích. Z důvodu zvýšení objektivitu vypočítaných hodnot jsme ekonomickou chybu vypočítali dvěma způsoby:

- jako chybu nejvýznamnějšího ukazatele,³⁰
- jako chybu predikce hrubého domácího produktu jakožto nejvýznamnějšího ukazatele ekonomiky.

Tyto chyby jsou následně vynásobeny příslušným korelačním koeficientem; výsledek lze považovat za odhad míry ekonomické chyby pro příslušný rok a typ daně. Pro srovnání jsou takto vypočítané chyby porovnány ještě s chybou, jež je vypočítána pomocí odhadnuté elasticity daného ukazatele k daňovému výnosu. Souhrn výsledků v podobě průměrných hodnot ekonomické chyby je zachycen v *tabulce 7*. Výsledky jsou doplněny průměrnými hodnotami celkové chyby předpovědi výnosů jednotlivých daní, jež poskytují srovnání pro podíl její ekonomické složky a složek zbylých dvou – politické a technické.

Průměrné hodnoty míry odhadnuté ekonomické chyby naznačují, že její velikost se u jednotlivých typů českých daní výrazně liší. Relativně nejmenší ekonomické chyby dosahují předpovědi daně z příjmů právnických osob (DPPO) a daně z nemovitostí (NEM). Tato skutečnost je však do jisté míry dána neexistencí jednoznačných ukazatelů, jež by na výnosy těchto daní měly rozhodující vliv.

Nejvyšší míry ekonomické chyby dosahují předpovědi výnosů příspěvků na sociální a zdravotní pojištění (POJ). Jedná se o výnosy, které se vyznačují také velmi vysokou korelací s ekonomickými ukazateli (korelační koeficient s HDP v b.c. je roven 0,914). Srovnání míry obou typů chyb pro vý-

³⁰ Výsledky jsou vztaženy k ukazateli, který má na výnos daně nejvýznamnější vliv. Obvykle jsme zvolili jeden ukazatel, pro nějž daná daň vykazovala nejvyšší korelační koeficient, který byl statisticky významný alespoň na hladině spolehlivosti 95 %. V případě, že tímto ukazatelem byl HDP v b. c. (pro POJ), byl zvolen ukazatel s druhou nejvyšší korelací či nejpravděpodobnějším vztahem k výnosu daně. Konkrétně se jedná se následující ukazatele: objem platů a mezd pro DPFO, SD, NEM, POJ a CELKEM a konečná spotřeba domácností v s. c. pro DPPO a DPH.

nosy z pojištění naznačuje, že celková chyba předpovědí je dána především špatným odhadem vývoje HDP, jakožto hlavního ukazatele, jenž ovlivňuje její výnos.

Podobných výsledků dosahují celkové daňové výnosy (CELKEM). I v tomto případě je tato skutečnost dána tím, že míra jejich ekonomické chyby je odhadována na základě vztahu s HDP. Nicméně v případě agregátních daňových výnosů je součet průměrné politické a technické chyby vyšší než v případě příspěvků na pojištění (cca 1 %).

V případě daně z příjmu fyzických osob (DPPO) převažuje politická a technická část celkové chyby. Je pravděpodobné, že dominantní je její politická část, neboť u této daně v uplynulém období docházelo k nejčastějším úpravám legislativy. Výsledky se liší pro daně ze spotřeby – DPH a SD. Zatímco u DPH zjevně převažuje ekonomická složka celkové chyby (přibližně trojnásobná oproti součtu ostatních dvou složek), u specifických spotřebních daní (SD) jsou obě části přibližně v rovnováze.

Výše uvedená analýza tedy prokazuje, že většina predikcí daňových výnosů je ve své významné části ovlivněna výchozí predikcí makroekonomického vývoje. Špatný odhad vývoje některých ukazatelů (zejména HDP, konečné spotřeby domácností a objemu vyplacených mezd) tedy ovlivní chybu předpovědi daňového výnosu. Výsledky však nevyvracejí předpoklad, že tento faktor není zdaleka jediným, který při posuzování přesnosti hraje svou roli. Lze se pochopitelně domnívat, že základním pramenem těchto *dalších vlivů* jsou úpravy daňových zákonů. Nelze však vyloučit, že jistou měrou se na celkové chybě predikcí výnosů z daní podílí i třetí (technická) část. Odpověď na otázku, zda se jedná o technickou chybu v důsledku nedobře sestaveného modelu, či zda je tuto technickou složku nutné přičíst úmyslnému zkreslení, však tato analýza nedává.

4. Závěr

Dobrá předpověď budoucího výnosu daní je základem fiskální politiky jakékoli vlády. Diskuze o výši veřejných výdajů, jež se obvykle vede při sestavování státních (či veřejných) rozpočtů, musí však být pevně zakotvena ve znalosti objemu prostředků, které lze rozdělit. Příspěvek je věnován evaluaci jeho předpovědí. Jedním z cílů autorů je přispět k potvrzení, či vyvrácení hypotézy o možnosti systematického zkreslení publikovaných predikcí daňového výnosu.

Pro nalezení míry možného systematického zkreslení předpovědí nemožno sloužit pouze základní statistická kritéria užívaná v případě evaluace makroekonomických předpovědí. Tato kritéria je nutné dále rozšířit. Příspěvek prezentuje jednu z metod využitelnou pro daňové příjmy – využití konceptu racionálních očekávání. Lze-li říci, že tvůrci jsou schopni zakomponovat do předpovědi všechny známé a dostupné informace, lze odmítnout hypotézu o případném systematickém zkreslení. Jelikož testování této silné podmínky racionality není v konkrétních případech možné (zejména z důvodu neexistence přesně stanovené množiny charakterizující informační základnu predikce), je pro praktické účely používána slabší varianta požadavku racionality predikcí. Toto kritérium, označované jako podmínka nezkreslenosti (či nestrannosti), zužuje základnu dostupných informací

pouze na minulé chyby. Požadavek racionality je pak formulován jako požadavek zakomponování (resp. poučení se z) minulých chyb predikcí. Je-li tvůrce schopen efektivně využít informaci o chybě své minulé předpovědi, lze jeho předpověď považovat za nezkreslenou.

Výsledky evaluace předpovědí v podmínkách daňové soustavy ČR vedou k následujícím závěrům:

- Nejpresnějšími odhady vykazují predikce výnosu příspěvků na sociální a zdravotní pojištění a obou daní ze spotřeby, jejichž průměrná odchylka od skutečnosti činí 7–8 % (tedy přibližně 10 mld. Kč u DPH a 5 mld. Kč u SD). Naopak výrazně nejnižší přesnost vykazují předpovědi výnosů daně z příjmů právnických osob, jejichž průměrná odchylka dosahuje 17,3 % (14 mld. Kč).
- Statisticky významného zlepšování kvality predikcí výnosů dosahují predikce daně z příjmů fyzických osob. Tato skutečnost je pravděpodobně způsobena rozšiřováním datové základny predikčního modelu této daně, který využívá metod mikrosimulačních modelů. Ostatní předpovědi výnosů vykazují v období 1993–2003 vyrovnanou kvalitu, pouze výnosy daně z příjmů právnických osob vykazují průběžné zhoršování přesnosti.
- Hypotézu o nezkreslenosti předpovědi je nutné odmítnout pro většinu českých daní. Tato skutečnost je zřejmá především u výnosů z daně z nemovitostí, a zejména daně z příjmů právnických osob. Pouze výnosy z obou daní ze spotřeby lze považovat za nezkreslené.
- Možnost systematického zkreslení dokresluje i dekompozice celkové chyby predikce do jednotlivých složek. Ačkoli u většiny českých daní nelze pominout nesporný vliv špatného odhadu vývoje makroekonomických ukazatelů (charakterizujících ekonomické prostředí) na přesnost predikcí, u většiny českých daní i po odečtení tohoto vlivu zůstává nemalá část připadající na další vlivy. Mezi tyto vlivy lze řadit především časté úpravy daňové legislativy (včetně nepředpokládaných změn sazeb jednotlivých daní v průběhu fiskálního roku). Přesto nelze vyloučit existenci další složky chyby predikcí – technické chyby, která nejlépe charakterizuje (ne)kvalitu práce tvůrců předpovědí (použitý model, stejně jako případný záměr ke zkreslení předpovědi).

Z uvedených závěrů vyplývá, že pro předpovědi daňových výnosů v České republice v období 1993–2003 **nelze vyloučit hypotézu o možnosti jejich systematického zkreslení.**

Uvedené analýzy tedy prokazují, že nejen ekonomické výkyvy ve výkonu ekonomiky ČR, jež souvisely zejména s transformačním obdobím, měly výrazný vliv na kvalitu predikcí. Chyba predikcí jednotlivých daní (od 5 do 18 %) v uvedeném období výrazně převyšuje hodnoty obvyklé ve vyspělých ekonomikách (obvykle jsou udávány chyby mezi 2–4 %).³¹ Zajímavou skutečností pro české predikce však zůstává, že nejvyšší kvality dosahuje predikce daňového výnosu jako celku. Tvůrcům předpovědí daňových výnosů v ČR se tedy v uplynulém období dařilo vyrovnávat výpadky příjmů z jedné daně nepředpokládanými přebytky u daně jiné. Stejně tak hodnota průměrné odchylky ve sledovaném období je pro celkové daňové výnosy kladná (32 mld. Kč), což napovídá tomu, že tvůrci předpovědí systematicky (záměrně, či nezáměrně) **podhodnocují** výši celkových daňových výnosů.³²

Významným faktorem, jenž není v příspěvku zohledněn, je harmonizace metodiky výpočtu některých ukazatelů s metodikou EU. Podrobnější analýza, která by mohla posoudit míru tohoto vlivu na přesnost výsledků či výsledky jednotlivých testů, však již přesahuje rámec předložené práce.

³¹ Např. Rodgers a Joyce (1996) zjistili v období 1975–1992 pro 50 států USA průměrnou chybu předpovědi 2,1 %. Z analyzovaných 336 předpovědí jich v tomto období bylo 225 (66 %) podhodnocených. Studie dále posuzuje přesnost předpovědí s přihlédnutím ke specifickým časovým obdobím uvnitř zkoumaného intervalu. (Například dokumentují, že existuje statisticky významný rozdíl mezi přesností předpovědí v období soustavného růstu HDP a v recesi.) Podobnou analýzu uvádějí i Feenberg a Rosen (1988), kteří srovnávají kvalitu předpovědí ve vybraných amerických státech s přihlédnutím k některým skutečnostem (funkční období guvernéra). Jejich analýza zahrnuje obdobné období jako u Rodgerse a Joycea a výsledky vykazují obdobnou výši chyby předpovědi (střední absolutní odchylka cca 3,5 %).

Z neamerických pramenů lze uvést analýzu irského ministerstva financí, která posuzuje kvalitu predikcí daňového výnosu v Irsku v období 1988–1997. Chyba předpovědi se v tomto období pohybuje od 0 do 7,6 %, v průměru činí 3,3 %. Příspěvek dále posuzuje možnosti zlepšení kvality předpovědí využitím elasticity jednotlivých typů daní k některým významným makroekonomickým agregátům.

³² V období 1993–2003 byly takto podhodnoceny celkové daňové výnosy v 7 z 11 zahrnutých let.

LITERATURA

ARMSTRONG, S. J. (1985): *Long-Range Forecasting. From Crystal Ball To Computer*. New York, John Wiley and Sons, 1985. 685 p. ISBN 0-471-82360-0.

ASH, J. C. K. – SMYTH, D. J. – HERAVI, S. M. (1998): Are OECD Forecast Rational and Useful? A Discretionary Analysis. *International Journal of Forecasting*, 1998, vol. 14, pp. 381–391.

AUERBACH, A. (1996): Dynamic Revenue Estimation. *Journal of Economic Perspectives*, vol. 10, Winter 1996, no. 1, pp. 141–15.

AUERBACH, A. (1999): On the Performance and Use of Government Revenue Forecasts. *National Tax Journal*, vol. 52, December 1999, no. 4, pp. 767–783.

BELONGIA, M. T. (1988): Are Economic Forecast by Government Agencies Biased? Accurate? *Federal Reserve Bank of St. Louis*, November-December 1988, pp. 15–23.

BERNDT, E. R. – SAVIN, N. E. (1977): Conflict Among Criteria for Testing Hypotheses in the Multivariate Linear Regression Model. *Econometrica*, vol. 45, 1977, pp. 1263–1278.

BROWN, B. W. – MAITAL, S. (1981): What Do Economists Know? An Empirical Study of Experts' Expectations. *Econometrica*, vol. 49, March 1981, no. 2, pp. 491–504.

CLEMENTS, M. P. – HENDRY, D. F. (1995): Macro-Economic Forecasting and Modelling. *The Economic Journal*, vol. 105, 1995, no. 431, pp. 1001–1013.

CLEMENTS, M. P. (1995): Rationality and the Role of Judgement in Macroeconomic Forecasting. *The Economic Journal*, vol. 105, March 1995, no. 429, pp. 410–420.

COTIS, J. P. (1992): *The Role and Limits of Tax Forecasting in the Conduct of Fiscal Policy*. (Lecture at the OECD's workshop in Prague) – mimeo

ENGLE, R. – WALD, F. (1986): Likelihood Ratio and Lagrange Multiplier Test in Econometrics. In: Intriligator, M. D. – Griliches, Z. (Eds.): *Handbook of Econometrics*. Vol. 11, Ch. 13. North-Holland Amsterdam, 1986.

FEENBERG, D. R. – ROSEN, H. S. (1988): A note on revenue forecasting during the Dukakis administrations. Cambridge, *National Bureau of Economic Research, Working Paper*, no. 2667, July 1988.

Government of Ireland – Department of Finance (1998): *Tax Forecasting Methodology Group Report*. <http://www.finance.gov.ie/viewdoc.asp?DocID=848> [downloaded: 25. 6. 2004].

GENTRY, W. (1989): Do State Revenue Forecasters Utilize Available Information? *National Tax Journal*, vol. 42, December 1989, no. 4, pp. 429–439.

- HINDLS, R. – HRONOVÁ, S. – NOVÁK I. (2000): *Metody statistické analýzy pro ekonomy*. 2., přepracované vydání. Praha, Management Press, 2000. 260s. ISBN 80-7261-013-9.
- HOLDEN, K. – PEEL, D. A. (1990): On Testing for Unbiasedness and Efficiency of Forecasts. *Manchester School of Economic and Social Studies*, vol. 58, June 1990, no. 2, pp. 120–127.
- KOLB, R. A. – STEKLER, H. O. (1990): The Lead and Accuracy of Macroeconomic Forecasts. *Journal of Macroeconomics*, vol. 12, Winter 1990, no. 1, pp. 111–123.
- MADDALA, G. S. (1988): *Introduction in Econometrics*. London, Macmillan P.C., 1988. 472 p. ISBN 0-02-374530-4.
- McNEES, S. K. (1978): The „Rationality“ of Economic Forecasts. *The American Economic Review*, vol. 68, May 1978, no. 2 (Papers and Proceedings of the Nineteenth Annual Meeting of the American Economic Association), pp. 301–305.
- MINCER, J. – ZARNOVITZ, V. (1969): The Evaluation of Economic Forecasts. In: *Economic Forecasts and Expectations*. National Bureau of Economic Research and Columbia University, 1969.
- MUTH, J. F. (1961): Rational Expectations and the Theory of Price Movements. *Econometrica*, vol. 29, July 1961, no. 3, pp. 315–335.
- RODGERS, R. – JOYCE, P. (1996): The effect of underforecasting on the accuracy of revenue forecast by state governments. *Public Administration Review*, February 1996, vol. 56, no. 1, pp. 48–62.
- SU, V. (1978): An Error Analysis of Econometric and Noneconometric Forecasts. *The American Economic Review*, vol. 68, May 1978, no. 2 (Papers and Proceedings of the Nineteenth Annual Meeting of the American Economic Association), pp. 306–312.
- ŠPALEK, J. (2003): *Metody odhadů daňových výnosů v ČR*. [Disertační práce.] Brno, Masarykova univerzita, 2003. 144 s.
- WALLIS, K. F. (1989): Macroeconomic Forecasting – A Survey. *Economic Journal*, vol. 99, March 1989, no. 394, pp. 28–61.

další zdroje:

Ministerstvo financí ČR (1993–2003): Státní závěrečný účet ČR za roky 1993–2003.

Ministerstvo financí ČR (1993–2003): Dokumentace k zákonům o Státním rozpočtu ČR na roky 1993–2003.

SUMMARY

JEL classification: H2, C22, H6

Keywords: public finance – tax revenues – revenue forecast – national budget

Evaluation of Tax-Revenue Forecasts in the CR

Jiří ŠPALEK – Faculty of Economics and Administration, Masaryk University, Brno, Czech Republic
(spalek@econ.muni.cz)

Dalibor MORAVANSKÝ – Faculty of Economics and Administration, Masaryk University, Brno, Czech Republic
(dalibor@econ.muni.cz)

The article analyzes macroeconomic forecasts of tax revenue in the Czech Republic. Forecasts are tested for their biases on data from Czech Republic from 1993 to 2003. The authors argue that Czech tax-revenue forecasts were highly biased and the hypothesis of unbiasedness could not be rejected for most of Czech taxation, excluding consumption taxes. The best-forecast quality concerned consumption taxes (VAT and excise), where the bias was about 6–7 percent. There was significant improvement in the forecast quality for personal-income tax, though little improvement elsewhere.